Lane Medical Library

Aus der Landesanstalt für Tierzucht in Grub.
(Leiter: Landwirtschaftsrat Dr. Stockklausner.)

Die Korrelationen zwischen Milchmenge und prozentischem Fettgehalt beim Höhenfleckvieh.

Eine Untersuchung über die Brauchbarkeit des „individuellen Korrelationskoeffizienten" nach Bonnier für die Zuchtwahl.

Inaugural-Dissertation

zur Erlangung der Würde eines
doctor medicinae veterinariae
der Tierärztlichen Fakultät der Universität München

vorgelegt von

Tierarzt und Tierzuchtassessor **Friedrich Daum**
aus Nürnberg,
Wissenschaftlicher Hilfsarbeiter an der Landesanstalt für Tierzucht in Grub.

Grub 1932.

Gedruckt mit Genehmigung der Tierärztlichen Fakultät München.

Referent: Geheimer Hofrat Professor Dr. Vogel.

Einleitung.

Die Erforschung des Erbgangs der Milch- und Fettleistung beim Rinde gehört zu den dankbarsten, aber wohl auch schwierigsten Aufgaben des Haustiergenetikers. Bei einer Eigenschaft, die in einem so hohen Grade der Beeinflussung durch Umweltfaktoren unterworfen ist, bereitet die Auswahl der gewünschten Genotypen aus dem Kreise der phänotypisch entsprechenden Individuen dem praktischen Züchter die größten Schwierigkeiten. Mehr oder weniger ist er da auf sein gutes Glück angewiesen, ganz besonders wenn es sich um die Auswahl der Bullen handelt. In der Tat findet man selbst in bestgeleiteten Zuchten mit jahrzehntelanger Durchführung der Leistungsprüfungen, daß die Leistungsunterschiede innerhalb der Herde durch die Jahre im großen ganzen gleich bleiben, d. h. die genetische Zusammensetzung der Herde ist trotz Zuchtwahl nahezu unverändert geblieben (Petkuser Herde, Simmerberger Herde, siehe v. Patow [26]). Etwaige Steigerungen des Stalldurchschnittes sind fast ausschließlich auf verbesserte Aufzucht, Fütterung und Haltung zurückzuführen. Die Kenntnis der erblichen Veranlagung für Milchleistung und der Art des Erbgangs bildet die Voraussetzung für die Schaffung eines in den Nutzungsanlagen mehr oder minder homozygoten Viehbestandes. Leider stellt die Vielbedingtheit der Leistung die Forschung vor besonders schwere Aufgaben. Das zeigt ein kurzer Überblick über die Faktoren, von denen die Milchleistung abhängig ist. Es sind hier zu nennen:

1. Zahl, Größe, allgemeine Vitalität und Leistungsintensität der Milchdrüsenzellen, bedingt durch die innere Zellstruktur, durch die Innervation, durch die quantitative und qualitative (Hormone!) Blutzufuhr zum Euter und durch die Wegführung der Stoffwechselschlacken (Lymphstrom!) vom Euter. Daraus erhellt bereits die enge Verknüpfung der Milchleistung mit dem
2. Atmungs- und Verdauungsapparate des Tieres, mit Blutgefäß- und Nervensystem und dem innersekretorischen Apparate, mit der Konstitution, die uns ein Bild des Gesamtablaufs der Stoffwechselvorgänge vermittelt. Hier machen sich u. a. geltend

a) die Einwirkung des Alters (Cole [zit. nach v. Patow (25)]: Der Wechsel der Leistung mit dem Alter ist eine biologische Funktion),
b) Klima und Jahreswitterung,
c) der Einfluß des Geschlechtslebens; so bestimmt der Decktermin die Länge der Melkzeit und die Zahl der Trockentage,
d) der Gesundheitszustand (im allgemeinen wie besonders der Organe im Dienst der Fortpflanzung).

3. Die Fütterung bezw. Nährstoffzufuhr.
Hierunter fällt auch in der Hauptsache der Einfluß des Kalbemonats auf die Leistung.
4. Die Haltungsverhältnisse (Zuchtbetrieb, Aufzucht, Stallbeschaffenheit, Pflege usw.).
5. Die Gewinnung der Milch (Melken nach Art und Häufigkeit, Saugenlassen oder Auftränken der Kälber aus dem Kübel).

Ein Teil der genannten Faktoren ist sicher erblicher Natur, ist genetisch bedingt, ein anderer Teil nichterblich. Beide Gruppen wirken zusammen, ihr Endprodukt ist die tatsächliche Leistung, eine innerhalb der Laktation und bei demselben Tiere von Jahr zu Jahr naturgemäß schwankende Größe. Welcher Teil nun ist auf Rechnung der Umwelt zu setzen, welcher als Ausdruck genetischer Faktoren zu buchen?

Den Einfluß der nichterblichen Faktoren auszuschalten, ging man verschiedene Wege, die ganz kurz skizziert seien.

1. Auswahl bestimmter Laktationen.

Wilson und Gavin (1913, zit. nach v. Patow [25]) sehen den besten Maßstab in der Leistung der 1. Laktation; Gavin schlägt außerdem noch die Durchschnittsleistung der 1. und 2. Laktation vor.

Vorteil: Gesunde, unverdorbene Euter, mehr Material beim Vergleiche der Mutter- und Tochterleistungen, da manche Tiere nur eine Laktation aufweisen; Haltungs- und Fütterungsschäden machen sich noch nicht so stark geltend, daß dadurch die genotypische Leistungsveranlagung verdeckt würde.

Nachteil: Gesamtkörper und Milchdrüse sind noch nicht voll entwickelt.

Die Leistung der 3. Laktation schlägt vor Miss Robertson (25); die im 8. Lebensjahr (wenn nicht vorhanden, Umrechnung auf dieses Alter nach bestimmten Korrekturnormen) schlagen vor Pearl und Gowen (25). Die Auswahl nur einer Laktation, ganz gleich ob es die 1., 3. oder eine andere ist, hat immer den Nachteil, daß man trotz allenfallsiger Korrekturen auf eine durch Außenverhältnisse bedingte Plus- oder Minusvariante treffen kann.

Terho (26) verwendet die 3 besten Kontrolljahre mit nicht über 15 Monate hinausgehender Zwischenkalbezeit, von Patow (24) den Durchschnitt aller „normalen" Laktationen, anfänglich unter Weglassung der beiden ersten und unter individueller Beurteilung des Einzelfalls. Als „normal" betrachtet von Patow Laktationen von 330—400 Tagen Dauer mit 30—100 Trockentagen, ohne Auftreten von erheblicher Erkrankung, Verwerfen, Zwillingsgeburten. E. Leberl (23) schließt sich ganz von Patow an, nur sieht sie sich infolge geringeren Materials auch zur Verwendung der ersten beiden Laktationen genötigt.

2. Bereinigung der absoluten Erträge (bei den ausgewählten Laktationen).

a) Alterskorrektur: Sie erfolgt mit Hilfe der Pearlschen Formel $y = a + bx^2 + c \log x$ (wobei y = Leistung in gegebener Zeit, x = Alter, a, b, c = Konstanten), oder unter Benützung von Sanders „Korrekturen für Normierung". Sanders (31) setzt als Norm die 6. Laktation und empfiehlt folgende Zuschläge:

für die	1.	Laktation	+ 30,6 %
„ „	2.	„	+ 18,0 „
„ „	3.	„	+ 9,3 „
„ „	4.	„	+ 3,7 „
„ „	5.	„	+ 0,7 „
„ „	7.	„	+ 1,4 „
„ „	8.	„	+ 4,8 „
„ „	9.	„	+ 10,4 „
„ „	10.	„	+ 18,5 „
„ „	11.	„	+ 29,4 „
„ „	12.	„	+ 43,7 „

von Patow (26) hat bei der Bearbeitung der Petkuser Herde eine Korrelation zwischen Alter und Milchleistung (je Tag der Zwischenkalbezeit, nach „Norm“ umgerechnet, s. S. 6) von nur $+0{,}115 \pm 0{,}033$ berechnet und lehnt daher, aber auch aus allgemeinen Erwägungen heraus, eine Alterskorrektur ab. In manchen Fällen, besonders wenn nur erste Laktationen zur Verfügung stehen, wäre eine Alterskorrektur vielleicht doch von Vorteil, doch müssen die Korrekturzahlen für die betreffende Rasse errechnet sein.

b) Korrektur auf einen bestimmten Kalbemonat.

Nach Klima, Rasse und Fütterungsart (Unterschiede der Sommer- und Winterfütterung) ist der günstigste Abkalbemonat zu verschiedener Zeit gelegen. Werden Korrekturen angebracht, müssen sie aus dem jeweiligen Untersuchungsmaterial erst festgestellt werden. Von Interesse sind hier Zahlen, die Sanders (31) für englische Verhältnisse errechnete; danach wären die monatlichen Erträge zu korrigieren wie folgt: im Januar $-0{,}9\,\%$, Februar $-2{,}8\,\%$, März $-0{,}2\,\%$, April $-2{,}2\,\%$, Mai $+3{,}4\,\%$, Juni $+7\,\%$, Juli $+5\,\%$, August $+3\,\%$, September $+0{,}5\,\%$, Oktober $-4{,}7\,\%$, November $-2{,}6\,\%$, Dezember $-3{,}8\,\%$.

c) Korrekturen bei unterschiedlich langer Trockenzeit und verschieden langer Zeit zwischen Geburt und Neukonzeption (= „Service period“).

Sanders (30, 31) sieht als normale Trockenzeit 40 Tage an, 85 Tage setzt er als Norm der „Service period“ ein und gibt danach Korrekturzahlen, die für erste und spätere Laktationen etwas verschieden sind. Die Anwendung solcher Korrekturen ist aber doch recht wenig gesichert und nicht zu empfehlen. Abnorm kurze oder lange Laktationen mit entsprechender Trockenzeit bleiben besser außer Betracht.

d) Korrektur auf ein bestimmtes Lebendgewicht.

Fleischmann und Hittcher (zit. nach v. Patow [25]) rechnen die Erträge auf ein Gewicht von 500 kg um. Nach den Feststellungen von Brody und Mitarbeitern (25) erübrigt sich eine Korrektur nach dem Lebendgewicht: bis zum Alter von 9 Jahren spielt beim Einzeltier das Lebendgewicht keine Rolle bei der Milchleistung.

3. Verwendung bestimmter Maßstäbe.

An Stelle des (korrigierten oder unkorrigierten) Gesamtertrages der Einzellaktation werden andere Wertmaßstäbe aufgestellt, um unabhängig zu werden von der Länge der Laktation, vom Decktermin, vom Einfluß der Trächtigkeit usw. Als „Indizes“ für die genotypische Milchleistungsveranlagung werden unter Anderem vorgeschlagen:

a) Der Ertrag der ersten 10 Wochen post partum, nach Korrektur von Alter und Kalbemonat (Ellinger [7]).

b) Der höchste Tagesertrag, der 3mal erreicht oder überschritten wird (Gavin's „Revised Maximum“, zit. nach v. Patow [25]).

c) Die Tageshöchstleistung in der 4.—6. Woche post partum bei Laktationen über 7monatiger Dauer (Wilson, zit. nach Lang, S. 862 [18]).

d) Der Prozentsatz, den die Leistung der besten 5 Monate von der Gesamtleistung einnimmt (Terho [26]).

e) Die „Shape Figure" von Sanders (30, 32), d. i. $\frac{\text{Gesamtleistung}}{\text{höchste Tagesleistung}}$ des Einzeltieres bezogen auf $\frac{\text{Durchschnitt der Gesamtleistung}}{\text{Durchschnitt der höchsten Tagesleistung}}$ aller Kühe, die im gleichen Monat gekalbt haben.

f) Die Leistung wird zum Herdendurchschnitt des betreffenden Jahres in Beziehung gebracht (Peters [27, 28], v. Patow [24, 26]). Die „Korrektur nach Norm" von Patows bringt das Verhältnis von absoluter Leistung zum Stalldurchschnitt, nach Umrechnung auf den Tag der Zwischenkalbezeit bezw. auf den Tag zwischen Beginn des jedesmaligen Trockenstellens, in Beziehung zu einem konstanten Betrag von 10 kg Milch und 300 g Fett je Kuh und Tag. Dieser umgerechnete Ertrag ist, mit von Patows eigenen Worten, „derjenige, den das betreffende Tier gegeben hätte, wenn der Stalldurchschnitt während der ganzen in Frage kommenden Zeit unverändert 10 kg Milch betragen hätte". Die Berechnung erfolgt in einfacher Weise nach der Formel:

$$x = \frac{10\,\text{mal absoluter Ertrag}}{\text{Stalldurchschnitt}}\ \text{kg Milch bezw.}$$

$$x_1 = \frac{300\,\text{mal absoluter Ertrag}}{\text{Stalldurchschnitt}}\ \text{g Milch-Fett.}$$

E. Leberl (23) hat von Patows Methode übernommen, über deren Berechtigung und Voraussetzungen sich von Patow selbst in seiner neuesten Arbeit (26) Rechenschaft ablegt. Seine Methode erscheint mir von den mir bekannten als beste und aussichtsreichste, denn die Beschränkung auf bestimmte Wochen der Laktation oder bestimmte Einzelerträge, wie sie unter a—c aufgeführt sind, erhöht die Fehlerquellen, statt sie zu verringern, weil hier der Zufall erst recht eine Rolle spielen kann.

Die Kenntnis über Art und Zahl der einer bestimmten Eigenschaft zugrunde liegenden Erbfaktoren und die Vorstellung über Art und Weise ihrer Übermittlung durch die Generationen gewinnen wir durch das Studium des Auftretens der fraglichen Eigenschaft in der Geschlechterreihe. Zeigt sich die Eigenschaft aus physiologischen Gründen, wie bei der Milchleistung oder aus anderen Gründen nur im einen Geschlechte, so erhöhen sich die Schwierigkeiten. So sehen wir denn auch, daß die Mehrzahl aller mit der Milchleistungsvererbung beschäftigten Arbeiten, von einer eigentlichen Erbanalyse absehend, die Berechnung des Erbwertes der Bullen zum Gegenstande haben. Die Durchschnittsleistung der Töchter eines Bullen wird verglichen mit der Durchschnittsleistung ihrer Mütter, teils direkt, teils in der Weise, daß der Unterschied zwischen Durchschnittstöchterertrag und dem Herdendurchschnitt dem Unterschiede zwischen Durchschnittsertrag der Mütter und dem Herdendurchschnitt gegenübergestellt wird (Peters [27]). Goodale (10) geht noch einen Schritt weiter. Er zieht die bei Rassenkreuzungen gefundenen Feststellungen, daß die Tochterleistung hinsichtlich der Milchmenge näher der höheren Elternleistung liegt (etwa $^7/_{10}$ des Unterschiedes), hinsichtlich des Fettprozentgehaltes näher der Rasse mit dem niedrigeren Fettgehalte (etwa $^4/_{10}$ des Unterschiedes), zur Berechnung des Erbwertes der Bullen heran.

Der Index für den Bullen wäre nach Goodale bei der Milchmenge — die Erträge sind auf eine bestimmte Altersbasis umgerechnet —

a) wenn Tochterdurchschnitt höher = Durchschnittsleistung der Mutter + 1,4mal Unterschied zwischen Mutter- und Tochterdurchschnitt,
b) wenn Mutterleistung die höhere = Durchschnittsleistung der Mutter — 3,3mal Unterschied zwischen Mutter- und Tochterdurchschnitt.

Der entsprechende Index für den Fettprozentgehalt wäre dann

a) wenn Tochterdurchschnitt höher = Durchschnittsfettgehalt bei der Mutter + 2,5mal Unterschied zwischen dem Fettgehalt von Mutter und Tochter,
b) wenn Fettgehalt der Mutter höher = Durchschnittsfettgehalt der Mutter — 1,7mal Unterschied zwischen dem Fettgehalt von Mutter und Tochter.

Die Multiplikationsfaktoren sind die Reziproken von $^7/_{10}$ bezw. $^4/_{10}$; für die Fettmenge ergeben sie sich aus dem Produkt der beiden Indizes. Goodale hält diese Faktoren vorläufig für befriedigend nach einer Prüfung bei 68 Jersey-Bullen und bei verschiedenen Guernsey-Bullen.

Für die praktische Züchtung sind diese oder ähnliche Verfahren, um sich über den erblichen Einfluß eines Bullen auf die Milchleistung einer Zucht ein ungefähres Bild zu machen, unzweifelhaft von Wert. Eine Erbanalyse der Milchleistung muß aber andere Wege gehen; Massenuntersuchungen und Durchschnittsberechnungen verschleiern den Genotyp, statt ihn zu enthüllen. Der einzige Vorstoß in dieser Richtung ist durch von Patow (24, 26) vorgenommen.

Nach Feststellung des Leistungsdurchschnittes der „normalen“ Laktationen des Einzeltieres in der oben bezeichneten Weise bearbeitete er jede untersuchte Herde als eine Population variationsstatistisch. Unter der Annahme eines stets in homozygoter Form vorhandenen „artspezifischen“ Grundfaktors für eine Mindestmilchleistung, zu dem bis 3 gleichstarke und gleichsinnig wirkende, die Leistung steigernde Faktoren hinzutreten können, teilte er, jedem Faktor einen bestimmten Betrag zuweisend, sein Material in Klassen ein. Jedes Tier wurde in eine der Klassen nach seiner Lebensleistung eingereiht. Nach dieser zunächst phänotypischen Zuteilung wurde unter Zugrundelegung der Arbeitshypothese der Genotyp durch Verfolgung des Erbgangs von Einzeltier zu Einzeltier in Vorfahren- und Nachkommenreihe ermittelt. Die Methode ist entwicklungsfähig und aussichtsreich; die Schwierigkeiten liegen vor allem darin, daß zurzeit noch genügend große Herden mit seit Jahren kontrollierten Leistungen, bei denen die Ausschaltung der äußeren Faktoren dank jahrelang annähernd gleichmäßiger Züchtungs-, Fütterungs-, Haltungsverhältnisse usw. möglichst vollkommen durchführbar ist, recht selten sind.

So muß denn bis auf weiteres jede andere Möglichkeit genau geprüft werden, die dem Züchter bessere Hilfe bei der Zucht auf Leistung zu bieten vermag, als es die absoluten Leistungszahlen zu tun imstande sind. Diese Überlegung gab Veranlassung zur vorliegenden Arbeit, die sich mit der Korrelation zwischen Milchmenge und Fettprozentgehalt beim Höhenfleckvieh beschäftigt nach dem Vorgange des schwedischen Vererbungsforschers Bonnier, dessen Gedankengang im Folgenden skizziert sei.

Bonniers „Individueller Korrelationskoeffizient“.

Die Arbeit von Bonnier (2), veröffentlicht in Hereditas X, 1927 unter dem Titel „Correlations between Milk-Yield and Butter-Fat-Percentage in Ayrshire Cattle. I. Individual Correlation“ ist neuartig und originell.

Die in bestimmten Intervallen vorgenommenen Probemelkungen ergeben für jede Kuh 2 Zahlen: Milchmenge und Milchfettgehalt. Die Ergebnisse sämtlicher Kontrollen werden in 2 Zahlenreihen angeordnet und in der üblichen Weise der Korrelationskoeffizient zwischen Milchmenge und Fettprozent berechnet. Dieser Koeffizient wird als „Individueller Korrelationskoeffizient" bezeichnet. Da mit fallender Milchmenge der Fettprozentsatz im allgemeinen ansteigt, wird der „individuelle Korrelationskoeffizient" einen negativen Wert haben. Bonniers Material umfaßt 79 Kühe einer Ayrshireherde (der Aranäs-Farm in Schweden), von denen zwischen 35 und 259 Einzeluntersuchungen vorliegen, im Mittel 133 Untersuchungen je Kuh. Dabei sind unzweifelhaft die Kontrollen von verschiedenen Laktationen zusammengenommen. Der Koeffizient r variiert nun von + 0,0169 (d. i. der einzige positive Korrelationskoeffizient, der gefunden wurde) bis — 0,8337.

Da nach Fisher (20) die Berechnung des mittleren Fehlers für r nach der gebräuchlichen Pearson-Filonschen Formel $m_r = \frac{1-r^2}{\sqrt{n}}$ nur bei großen Reihen und kleinen Werten von r zutreffend ist, prüft Bonnier nach dem Vorschlag von Fisher die Realität des Koeffizienten r mit Hilfe der Größe z nach der Formel

$$z = {}^1/_2 [{}^e\log(1 + r) - {}^e\log(1 - r)];$$

die Streuung, mit der z verteilt ist, ist dann unabhängig von r und beträgt

$$m_z = \sigma_z = \frac{1}{\sqrt{n-3}}.$$

Für jede einzelne Kuh wird ausgerechnet

M_x = arithmet. Mittel der Milchmenge in kg (im Original M_y)
M_y = „ „ „ Fettprozente (im Original M_f)
r = Korrelationskoeffizient
n = Zahl der Kontrollen
z und σ_z (s. oben),

und die Kühe werden jetzt nach den steigenden Werten von r angeordnet. Bonnier findet nun in seinem Material eine Parallele zwischen dem Ansteigen von r und dem Ansteigen der mittleren Fettprozente. Die positive Korrelation zwischen beiden Werten ist

$$+ 0{,}4688,\ z \text{ dazu} = 0{,}50854,\ \sigma_z = 0{,}1147, \text{ somit}$$

$$\frac{z}{\sigma z} = \frac{0{,}50854}{0{,}1147} = 4{,}4337.$$

Da somit z 4,4mal seinen mittleren Fehler übersteigt, ist z bezw. der berechnete Koeffizient von Bedeutung. Nun ist aber M_y eine erbliche Quantität, also — folgert Bonnier — ist auch r erblich. „We are thus enabled to affirm that among the hereditary properties of a given cow, may likewise be found, besides the two already known-average milk quantity and average fat percentage — the actual correlation-coefficient between the milk quantity and the fat percentage produced by the cow in question at the different controls." [1]) Es scheint daher möglich, daß eine Art Koppelung zwischen den beiden Genen für M_y und denen für r besteht.

Vom wirtschaftlichen Standpunkt aus ist dann nach Bonnier eine Kuh mit niedrigem Zahlenwert ihres Korrelationskoeffizienten wertvoller als

[1]) („Wir sind also berechtigt, zu behaupten, daß unter den Erbeigentümlichkeiten einer bestimmten Kuh außer den zwei schon bekannten — Durchschnittsmilchmenge und durchschnittlicher Fettprozentgehalt — in gleicher Weise der tatsächliche Korrelationskoeffizient zwischen Milchmenge und Fettprozentgehalt gefunden werden kann auf Grund der Leistung der betreffenden Kuh bei den verschiedenen Kontrollen.")

eine mit hohem Werte. Geben z. B. zwei Kühe während einer bestimmten Laktationsperiode genau die gleiche Milchmenge (M_x), und zwar von einer Höchstmenge bei Beginn allmählich sich vermindernd bis zu einem Minimum am Ende der Periode, und wäre der Fettprozentsatz (M_y) der Kuh Nr. 1 konstant, während der von Kuh Nr. 2 von einem Minimum bei Beginn der Periode anwächst zu einem Maximum an ihrem Ende, wobei das arithmetische Mittel der Fettprozente beider Kühe übereinstimmt, dann ist

$$r \text{ für Kuh Nr. } 1 = 0, \text{ für Kuh Nr. } 2 = -1,$$

$$\text{während } M_{x1} = M_{x2} \text{ und } M_{y1} = M_{y2}$$

und doch liefert Kuh Nr. 1 mehr Fett in dem betreffenden Zeitabschnitt.

Für den Züchter wären also Kühe mit niedrigem Werte für r und hohem Werte für M_y die vorteilhaftesten. Da der positive Korrelationskoeffizient zwischen M_y und r nur + 0,4688 beträgt, wäre es möglich, die Vereinigung niedriger Korrelationskoeffizienten und hoher Durchschnittsfettprozente auf dem Wege der Züchtung zu erstreben. Diese Schlußfolgerung gab Veranlassung zur Nachprüfung der Befunde an Hand der in der Höhenfleckviehherde des Stiftungsgutes Grub seit 6 Jahren erhobenen Aufzeichnungen.

Die „individuelle Korrelation" bei der Gruber Höhenfleckviehherde.

Die Fleckviehherde in Grub umfaßt nur 40—45 Milchkühe; die Tiere sind zumeist erst in den Jahren 1924/25 in verschiedenen Gegenden Bayerns gekauft worden. Das Material ist somit für eine Erbanalyse nach v. Patows Methode durchaus ungeeignet. Um so geeigneter erschien es mir gerade für eine Nachprüfung der Bonnierschen Gedankengänge, nachdem vom Jahre 1925 an, zum Teil schon seit 1924 bis zum Jahre 1931 für jede Kuh der Zuchtherde — beim Auftränken des Kalbes vom Tage der Geburt ab, sonst vom Tage des Abgewöhnens an bis zum Trockenstehen — täglich Milchertrag und prozentischer Fettgehalt (bestimmt nach der Gerberschen Methode) genauestens ermittelt wurden. Außerdem sind alle Daten über Geburt, Trocken-, Melk- und Futtertage, krankhafte Störungen usw. aufgezeichnet, gute Pflege und Fütterung nach Leistung sind gewährleistet, die Haltung ist durch die Jahre hindurch eine gleichmäßige geblieben.

Es konnten insgesamt 114 Laktationen von 58 Kühen bearbeitet werden mit über 38000 Einzeluntersuchungen. Nicht herangezogen wurden die Kontrollen in den ersten 8 Tagen nach der Geburt, soweit sie vorhanden waren, und die Kontrollen 8 Tage vor dem Trockenstehen. Die Zahl der Kontrollen einer Kuh innerhalb einer Laktation schwankt zwischen 168 und 612 und beträgt im Mittel 336 Kontrollen (bei Bonnier 133). Die Berechnungen wurden genau nach der Methode Bonniers durchgeführt. Zunächst wurden also 228 Korrelationstabellen aufgestellt[1]) und der jeweilige Korrelationskoeffizient nach der Formel

$$\frac{\Sigma p a_x a_y - n b_x b_y}{n \varsigma_x \varsigma_y}$$

berechnet.

Als Beispiel diene Kuh Nr. 348, 1. Laktation (S. 10). Als Klassenspielraum ist in den Milchklassen 1 kg, in den Fettprozentklassen 0,3% gewählt. Die erhaltene Korrelationstabelle wird zur Berechnung von $\Sigma p a_x a_y$ in der üblichen Weise angelegt.

[1]) Die Tabellen liegen an der tierärztlichen Fakultät der Universität München für Interessenten zur Einsicht auf.

Tabelle 1.
Korrelationstabelle der Kuh 348. 1. Laktation.
Fett % Klassen.

Milchklassen kg	1,9	2,2	2,5	2,8	3,1	3,4	3,7	4,0	4,3	4,6	4,9	5,2	5,5	Summa
1														
2										2	4			6
3							2	1	9	6	1			19
4							1	7	12	4				24
5							3	5	5					13
6					1	3	14	7	3					28
7				1	2	3	5	8						19
8			1	5	17	23	17	7	2		1			73
9				6	27	35	29	11	2	1				111
10				2	14	15	12	8	1	1				53
11	1	1	2	4	6	9	10	3	2	1				39
12			2	3	2	2	4	2	1					16
13							1							1
14														
15														
Summa	1	1	5	21	69	90	98	59	37	15	6			402

Tabelle 2.
Nr. 348. — 1. Laktation.
Berechnungstabelle zur Berechnung des Korrelationskoeffizienten r.

$A_y = 3{,}85$

	−6	−5	−4	−3	−2	−1	0	+1	+2	+3	+4	Summa
−6										2_{18}	4_{24}	6
−5							2_0	1_5	9_{10}	6_{15}	1_{20}	19
−4				[= +20]			1_0	7_4	12_8	4_{12}		24
−3							3_0	5_3	5_5			13
−2					1_4	3_2	14_0	7_2	3_4	[= −588]		28
−1				1_3	2_2	3_1	5_0	8_1				19
$A_x = 7{,}5$ 0			1_0	5_0	17_0	23_0	17_0	7_0	2_0		1_0	73
+1				6_3	27_2	35_1	29_0	11_1	2_2	1_3		111
+2				2_6	14_4	15_2	12_0	8_2	1_4	1_6		53
+3	1_{18}	1_{15}	2_{12}	4_9	6_6	9_3	10_0	3_3	2_6	1_9		39
+4			2_{16}	3_{12}	2_8	2_4	4_0	2_4	1_8			16
+5							1_0					1
+6				[= −453]					[= +90]			
Summa	1	1	5	21	69	90	98	59	37	15	6	402

$\Sigma p a_x a_y = -931.$

Tabelle 3.

Lfd. Nr.	Kuh-Nr.	Laktations-Nr. (Jahrgang)	Durchschnittlicher Milchertrag kg (M_x)	Durchschnittliches Fett-%	Arithm. Mittel der Fett-Prozente (M_y)	Individ. Korellationskoeffizient r	Zahl der Kontrollen	$Z = {}^1/_2 [\log(1+r) - \log(1-r)]$	$\frac{\sigma}{z} = \frac{1}{\sqrt{N-3}}$
1	497	1 (25/26)	7,0284	3,7717	3,7849	— 0.0730	225	— 0.07 313	0,06 712
2	335	6 (24/25)	8,0227	3,7916	3,8117	— 0,0934	309	— 0,09 367	0,05 716
3	336	4 (27/28)	7,4045	3.7076	3,7190	— 0,1072	220	— 0,10 762	0,06 788
4	580	3 (28/29)	10,0719	4,2368	4,2422	— 0,1598	263	— 0,16 118	0,06 202
5	734	2 (28/29)	9,4824	3,8202	4,1011	— 0,1666	273	— 0,16 817	0,06 086
6	735	2 (29/30)	10,2268	4,0103	4,0674	— 0,1877	310	— 0.18 995	0,05 707
7	360	6 (1925)	9,2714	3,7119	3,7393	— 0,2644	168	— 0,27 083	0.07 785
8	734	1 (27/28)	6,2468	3,7495	3,7873	— 0,2768	267	— 0,28 421	0,06 155
9	500	1 (26/27)	6,1535	3,8315	3,8590	— 0.2949	449	— 0 30 393	0,04 735
10	582	2 (27/28)	12,7369	3 7216	3,8176	— 0,2979	287	— 0,30 721	0,05 934
11	344	3 (26/27)	15,1720	3,2286	3,2640	— 0,3001	503	— 0,30 962	0,04 472
12	152	3 (23/24)	9,2708	3,6757	3,7144	— 0,3264	250	— 0,33 879	0.06 363
13	153	6 (26/27)	12,7091	3,6629	3,7211	— 0,3355	363	— 0,34 901	0,05 270
14	343	1 (24/25)	8.2986	3,8013	3,8559	— 0,3449	286	— 0.35 964	0,05 944
15	500	3 (1929)	12,7767	4,0144	4.0438	— 0,3599	258	— 0,37 677	0,06 262
16	578	2 (27/28)	13,3199	3,7594	3,8198	— 0,3625	331	— 0,37 977	0,05 522
17	501	1 (26/27)	6,3236	3,7433	3,7859	— 0,3699	488	— 0,38 832	0.04 541
18	336	2 (25/26)	7,6603	3,6803	3,7442	— 0,3739	378	— 0,39 296	0,05 164
19	501	3 (28/29)	11,8819	3,6615	3,6934	— 0,3793	287	— 0,39 924	0,05 934
20	647	1 (27/28)	5,4760	4,0315	4,0958	— 0,3883	283	— 0,40 979	0,05 976
21	670	1 (27/28)	9,1306	3,9227	3,9933	— 0,3895	245	— 0,41 119	0,06 428
22	580	2 (27/28)	10,3544	4.1722	4,2727	— 0,3919	375	— 0,41 404	0.05 185
23	345	5 (28/29)	9,4227	4,8680	4,9517	— 0,3931	211	— 0,41 546	0,06 934
24	151	4 (23/24)	5,2534	3,4153	3,5109	— 0,40997	442	— 0,43 558	0.04 773
25	733	1 (27/28)	5,6226	3,9349	4,0012	— 0,4215	336	— 0,44 951	0,05 480
26	156	4 (24/25)	10,3887	3,7685	3,8542	— 0,4229	469	— 0,45 121	0,04 632
27	641	2 (1929)	12,7259	3,5668	3,6227	— 0,4274	278	— 0,45 673	0,06 030
28	155	4 (24/25)	8,9460	3,3505	3,4259	— 0,4285	468	— 0,45 816	0,04 637
29	383	4 (29/30)	11,8106	4,0482	4,1385	— 0,4290	283	— 0,45 866	0,05 976
30	500	2 (27/28)	9,7765	3,8808	3,9246	— 0,4304	362	— 0,46 039	0.05 278
31	349	2 (26/27)	10,1897	4.0460	4,1311	— 0,4321	533	— 0.46 247	0,04 344
32	595	8 (29/30)	12,2177	4,1217	4,2011	— 0,4428	282	— 0,47 571	0,05 987
33	163	5 (24/25)	9,7528	3,8856	3,9949	— 0,4462	413	— 0,47 995	0,04 939
34	383	2 (26/27)	6,2593	4,0825	4,2225	— 0,4512	546	— 0,48 621	0,04 291
35	845	1 (28/30)	7,9785	4,0636	4,1307	— 0,4550	404	— 0.49 098	0,04 994
36	344	4 (27/29)	19,5670	3,2704	3,3523	— 0,4575	406	— 0,49 415	0,04 981
37	345	2 (25/26)	7,0092	4,3556	4,4448	— 0,4622	335	— 0,50 011	0,05 488
38	350	4 (27/28)	12.8160	3,7121	3,7638	— 0,4648	269	— 0,50 341	0,06 131
39	153	5 (24/26)	7,3007	3,6870	3,7197	— 0,4729	573	— 0,51 379	0,04 189
40	640	1 (27/29)	8,9483	3,6081	3,6460	— 0,4798	484	— 0,52 272	0,04 559
41	647	2 (28/29)	8,4698	4,0564	4,1895	— 0,4811	248	— 0,52 442	0.06 389
42	645	3 (29/30)	10.2106	3,8726	3,9616	— 0,4855	310	— 0,53 015	0,05 707
43	224	9 (26/28)	8,7456	4,1492	4,2350	— 0,4859	612	— 0,53 056	0,04 052
44	645	2 (1928)	8.1861	3.9042	4,0174	— 0,4902	259	— 0,53 633	0,06 250
45	348	4 (28/29)	17,4285	3,7722	3,8727	— 0,4903	326	— 0,53 647	0,05 564
46	582	3 (28/29)	16,7146	3,7316	3,7742	— 0,4912	267	— 0,53 764	0,06 155
47	344	2 (25/26)	12,8234	3,0992	3,1599	— 0,4957	312	— 0,54 358	0,05 689
48	499	3 (29/30)	10,0662	4,1612	4,3599	— 0,4972	287	— 0,54 557	0,05 934
49	348	2 (25/26)	11,0686	3,6448	3,7111	— 0,5040	341	— 0,55 466	0,05 439
50	733	3 (29/30)	9,5472	4,1022	4,2038	— 0,5065	288	— 0,55 801	0,05 923
51	740	2 (28/29)	7,3594	4,1686	4,3103	— 0,5088	348	— 0,56 112	0,05 384
52	501	2 (27/28)	10,5280	3,5656	3,6376	— 0,5106	286	— 0,56 355	0,05 944
53	335	5 (23/24)	8,7903	3,5046	3,5175	— 0,5123	297	— 0,56 585	0.05 832
54	646	1 (27/28)	6,8439	3,6599	3,7441	— 0,5197	228	— 0,57 593	0,06 667
55	648	1 (28/29)	8,2117	3,9153	3,9546	— 0,5199	273	— 0,57 620	0,06 086
56	732	2 (29/30)	10,5058	3,8644	3,9838	— 0,5202	309	— 0,57 666	0,05 716
57	648	2 (29/30)	9,3931	3,6659	3,7788	— 0,5324	364	— 0,59 349	0,05 263

(Fortsetzung Tabelle 3.)

Lfd. Nr.	Kuh-Nr.	Laktations-Nr. (Jahrgang)	Durchschnittlicher Milchertrag kg (M_x)	Durchschnittliches Fett %	Arithm. Mittel der Fett-Prozente (M_y)	Individ. Korrelationskoeffizient r	Zahl der Kontrollen	$Z = \frac{1}{2}[\log(1+r) - (\log 1-r)]$	$\sigma_z = \frac{1}{\sqrt{N-3}}$
58	733	2 (28/29)	11,6507	4,0805	4,1767	— 0,5342	292	— 0,59 601	0,05 882
59	499	2 (27/28)	6.6654	4,1060	4,2567	— 0,5350	347	— 0,59 713	0.05 392
60	670	2 (28/29)	12,8257	3,9687	4,1003	— 0.5375	296	— 0,60 068	0,05 842
61	581	3 (29/30)	16,7317	4,4283	4,5289	— 0,5376	353	— 0,60 077	0.05 345
62	846	1 (29/30)	7,4369	3,8161	3,9161	— 0,5423	347	— 0,60 741	0,05 392
63	582	4 (29/30)	16,2431	3,8598	3.9447	— 0,5438	253	— 0,60 953	0,06 325
64	644	1 (28/29)	6,8650	3,7630	3,8328	— 0,5474	521	— 0,61 466	0,04 394
65	306	3 (26/27)	8,4400	3,6126	3,7482	— 0,5515	442	— 0,62 053	0.04 773
66	156	3 (23/24)	7,7592	3,8360	3.8933	— 0,5568	321	— 0,62 818	0,05 608
67	336	5 (28/29)	8,2567	3.8239	3,8747	— 0,5570	330	— 0,62 848	0,05 530
68	337	2 (25/26)	7,5408	3,6197	3,7234	— 0,5597	346	— 0,63 239	0.05 399
69	345	1 (24/25)	8,0121	4.2818	4,3939	— 0.5610	298	— 0,63 429	0,05 822
70	359	7 (25/26)	9,1675	3,7768	3.8907	— 0.5617	335	— 0.63 532	0,05 488
71	348	3 (26/27)	9,8957	4,0287	4,0776	— 0,5631	485	— 0,63 737	0,04 555
72	577	2 (1927)	13,4281	4,3825	4,4214	— 0,5654	278	— 0,64 073	0,06 030
73	843	1 (28/29)	8,1248	4,1745	4,2700	— 0,5707	250	— 0,64 857	0,06 363
74	348	1 (23/25)	7,6361	3,6693	3,7580	— 0,5769	402	— 0,65 780	0,05 006
75	670	3 (29/30)	15,0731	3,8876	4,0294	— 0,5806	350	— 0,66 336	0,05 368
76	740	1 (27/28)	7,5923	3,9615	4,4892	— 0,5810	312	— 0,66 397	0,05 689
77	350	3 (26/27)	9,2723	3,9938	4.1233	— 0,5854	303	— 0,67 064	0.05 773
78	847	1 (28/30)	6,9747	4,0335	4,1948	— 0,5897	458	— 0,67 721	0.04 688
79	735	1 (28/29)	8,3339	4,0230	4,0710	— 0,5948	280	— 0,68 506	0,06 008
80	848	1 (28.29)	7,6314	4,0190	4,0939	— 0,5972	277	— 0,68 878	0,06 041
81	641	1 (1928)	9,2491	3,5520	3,6072	— 0,5991	326	— 0,69 174	0,05 564
82	337	4 (27/28)	13,9205	3,6352	3,6557	— 0,5991	297	— 0,69 174	0,05 832
83	346	1 (24/25)	8,9667	3,5946	3,7007	— 0,5997	270	— 0,69 267	0,06 120
84	345	3 (26/27)	8,8680	4,3360	4.4603	— 0,6074	428	— 0,70 468	0,04 851
85	306	4 (27/28)	7,4139	3,3263	3,5378	— 0.6091	417	— 0.70 749	0,04 915
86	355	1 (23/24)	6,5887	3,4114	3.4918	— 0,6127	291	— 0,71 321	0,05 893
87	350	2 (25/26)	9.4182	3,7940	3,9110	— 0,6215	374	— 0,72 743	0 05 192
88	224	7 (23/24)	8,9678	3,8401	3,8997	— 0,6245	338	— 0,73 235	0,05 465
89	152	4 (24/25)	10,6057	3,7025	3,9549	— 0,6386	459	— 0,75 580	0,04 683
90	584	3 (29,30)	15,7552	3,7448	3,8303	— 0,6403	317	— 0,75 868	0,05 643
91	595	7 (28,29)	12.3463	4,1273	4,2188	— 0,6621	300	— 0,79 654	0,05 803
92	355	2 (24/25)	9,1510	3,4431	3,6024	— 0,6631	253	— 0,79 833	0,06 325
93	844	1 (28/29)	8,6230	4,0155	4.1973	— 0,6682	300	— 0,80 748	0,05 803
94	153	4 (23/24)	8,2480	3,3951	3,4592	— 0,6747	348	— 0,81 932	0,05 384
95	357	2 (26/27)	9,2293	3,5608	3,7401	— 0,6776	304	— 0,82 466	0,05 764
96	581	2 (28/29)	13,9215	4.3102	4,4045	— 0,6817	288	— 0,83 228	0,05 923
97	337	3 (26/27)	9,4996	3,8246	4,0222	— 0,6843	455	— 0 83 716	0,04 704
98	346	2 (25/26)	5,8102	3,5754	3,7404	— 0,6904	295	— 0.84 872	0,05 852
99	499	1 (26/27)	3,9344	4,2396	4,5997	— 0,6909	360	— 0,84 966	0,05 293
100	578	1 (25 27)	8,7850	3,8474	4.0118	— 0,6916	373	— 0,85 102	0,05 199
101	156	5 (26/27)	11,6256	3,7280	3,9391	— 0,6923	363	— 0,85 236	0,05 270
102	738	1 (28/29)	7,42 5	3,7071	3,9413	— 0,6927	271	— 0,85 313	0,06 108
103	336	3 (26/27)	7,6680	3,7555	3,8505	— 0,6944	291	— 0,85 640	0,05 893
104	732	1 (28/29)	7,8523	3,8616	3,9521	— 0,7187	273	— 0.90 495	0,06 086
105	350	1 (24/25)	8,4852	3,7570	3,8818	— 0,7366	297	— 0.94 300	0.05 832
106	383	3 (28/29)	11,3804	3,9693	4.1478	— 0,7395	322	— 0,94 937	0,05 599
107	736	1 (27/28)	8,5700	3.9945	4,0739	— 0,7440	257	— 0,95 938	0,06 275
108	350	5 (28,29)	13,5000	4,0816	4,1826	— 0,7566	302	— 0.98 821	0,05 783
109	579	2 (27/28)	10,8928	3,9843	4,1299	— 0,7579	306	— 0.99 126	0,05 745
110	580	1 (26/27)	9,8030	4,0531	4,3072	— 0,7695	394	— 1,01 910	0,05 057
111	577	1 (26/27)	8.5807	4,2361	4,5040	— 0,7768	275	— 1.03 725	0,06 063
112	345	4 (27,28)	13,8405	4,1177	4,3922	— 0,7845	294	— 1,05 697	0,05 862
113	585	3 (28/29)	25,1398	3,5592	3.7898	— 0,7853	374	— 1,05 905	0.05 192
114	583	3 (28/30)	19,5309	3,7547	3,9669	— 0,8548	378	— 1,27 369	0,05 164

$A = 7{,}5$; $A_y = 3.85$; b_x (nach der Formel $M^1) = A + b$ Spielräume berechnet) $= 0{,}1361$; $b_y = -0{,}092$; $n = 402$

ς_x und ς_y werden berechnet nach der Formel

$$\varsigma = \pm \sqrt{\frac{\Sigma pa^2}{n} - b^2};$$ die erhaltenen Werte sind für

$\varsigma_x = 2{,}3766$, für $\varsigma_y = 1{,}67998$

Beispiel der Berechnung

Werte für $a^2_x =$	1	4	9	16	25	36
$p =$	130	81	52	40	20	6

$\Sigma pa^2_x = 130 + 324 + 468 + 640 + 500 + 216 = 2278$

$\frac{\Sigma pa^2_x}{n} = 2278 : 402 = 5{,}66667$

$- b_x{}^2 = \quad 0{,}01852$

$\varsigma_x{}^2 = \quad 5{,}64815$

$\varsigma_x = \pm\sqrt{5{,}64815} = 2{,}3766$

Da $r = \frac{\Sigma pa_x a_y - n b_x b_y}{n \varsigma_x \varsigma_y}$ ergibt sich im vorliegenden Fall

für $r = \frac{-931 - (402 \,.\, 0{,}1361 \,.\, -0{,}092)}{402 \,.\, 2{,}3766 \,.\, 1{,}67998} = -0{,}5769$

Die in dieser Weise errechneten 114 Korrelationskoeffizienten erwiesen sich sämtlich als negativ und variierten von $-0{,}0730$ bis $-0{,}8548$. Die Größe z wurde nicht aus der Fisherschen Tabelle abgelesen, sondern der größeren Genauigkeit wegen berechnet nach der Formel $z = {}^1/_2$ [elog $(1 + r)$ — elog $(1 - r)$], die Standardabweichung nach der Formel $\sigma_z = \frac{1}{\sqrt{n-3}}$. Alle diese Zahlenwerten gibt die Tabelle 3 wieder. Außerdem enthält sie die Laktationsnummer, das Jahr der Laktation, den Durchschnittsmilchertrag (M_x) und neben dem arithmetischen Mittel der Fettprozente (M_y) auch den Durchschnittsfettgehalt. Der letztgenannte wurde trotz der umständlichen Rechenarbeit deswegen festgestellt, um zu sehen, wie groß die Unterschiede zwischen arithmetischem Mittel und Durchschnittsfettgehalt sind, und um festzustellen, ob vielleicht zwischen dem Durchschnittsfettgehalt und r eine engere Korrelation bestände. Die Kühe sind in der Tabelle nach dem steigenden Werte von r eingereiht.

Wird jetzt weiter die Korrelation zwischen r und M_y berechnet (siehe Tabelle 4 S. 14), so findet sich nur eine geringgradige positive Korrelation von $r_1 = +0{,}1707$; z dazu $= +0{,}17239$; $\sigma_z = 0{,}09491$. z ist somit nur 1,816 mal größer als sein mittlerer Fehler, d. h. dem errechneten r_1 kommt keine Bedeutung zu.

Dieses Ergebnis ändert sich nicht, wenn alle Kontrollen eines Tieres, ungeachtet der Laktation, zu einer einzigen Korrelationstabelle zusammengestellt werden. Von 34 Kühen liegt mehr als eine Laktation vor. Es wurden also nochmals 68 Korrelationstabellen aufgestellt[2]) und die neuen M_x, M_y, r usw. berechnet (Tabelle 5)[2]). Wir erhalten dann mit den Laktationen der übrigen Kühe zusammen 58 verschiedene negative Korrelationskoeffizienten und ebensoviele mittlere Fettprozente; die Korrelation zwischen beiden

[1]) M ist als arithmetisches Mittel genau berechnet, nicht aus der Variationsreihe ermittelt!

[2]) Die Tabellen liegen an der tierärztlichen Fakultät der Universität München zur Einsicht auf!

Tabelle 4.

Korrelationstabelle zwischen dem arithmetischen Mittel der Fettprozente und dem negativen Korrelationskoeffizienten r.

Korrelationskoeffizient r →

Fett-% ↓	— 0,05 bis — 0,10	— 0,10 bis — 0,15	— 0,15 bis — 0,20	— 0,20 bis — 0,25	— 0,25 bis — 0,30	— 0,30 bis — 0,35	— 0,35 bis — 0,40	— 0,40 bis — 0,45	— 0,45 bis — 0,50	— 0,50 bis — 0,55	— 0,55 bis — 0,60	— 0,60 bis — 0,65	— 0,65 bis — 0,70	— 0,70 bis — 0,75	— 0,75 bis — 0,80	— 0,80 bis — 0,85	— 0,85 bis — 0,90	Summe
3,1 – 3,2									1									1
3,2 – 3,3						1												1
3,3 – 3,4									1									1
3,4 – 3,5								1				1	1					3
3,5 – 3,6								1		1		1						3
3,6 – 3,7							1	1	1	1	2		1					7
3,7 – 3,8	1	1			2	2	2		3	3	4		2		1			21
3,8 – 3,9	1				2	1	1	1	1	1	3	2	1	1				15
3,9 – 4,0							1	2	1	4		2	2	1			1	14
4,0 – 4,1			1				2	1	1		4		2	1				12
4,1 – 4,2			1					2	2	2	2		1	1	2			13
4,2 – 4,3			1				1	1	2	2	1		1					9
4,3 – 4,4									1	1	1				2			5
4,4 – 4,5									1		1	1	1					4
4,5 – 4,6										1	1		1		1			4
4,6 – 4,7																		0
4,7 – 4,8																		0
4,8 4,9																		0
4,9 – 5,0							1											1
Summe	2	1	3	0	4	4	9	10	15	16	19	7	13	4	6	0	1	114

$r_1 = +0{,}2445$, $z = 0{,}24956$, $\sigma_z = 0{,}13484$. z ist wieder nur 1,8508 mal größer als sein mittlerer Fehler. Von einer Wiedergabe der Korrelationstabelle ist hier abgesehen.

Es wurden noch die 1., 2. und 3. Laktationen untereinander verglichen. Lediglich die 33 ersten Laktationen lassen sich mit den Ergebnissen Bonniers vergleichen: Es ergab sich (s. Tabelle 6, S. 16) für

$$r_1 = +0{,}4306 \qquad z = +0{,}46063$$
$$\sigma_z = 0{,}1825 \qquad \frac{z}{\sigma_z} = 2{,}524$$

z ist hier 2,524 mal so groß wie sein mittlerer Fehler, d. h. zahlenmäßig ist die Korrelation von Bedeutung.

Betrachten wir aber die Ergebnisse bei den 30 zweiten Laktationen und den 22 dritten Laktationen, so ergibt sich hier ein ganz anderes Bild.

Für die zweiten Laktationen (s. Tabelle 7, S. 17) errechnen sich

$$r_1 = +0{,}0041 \qquad z = +0{,}00408$$
$$\sigma_z = 0{,}19245 \qquad \frac{z}{\sigma_z} = 0{,}00212$$

Für die dritten Laktationen (s. Tabelle 8, S. 18) sind die entsprechenden Zahlen

$$r_1 = +0{,}1284 \qquad z = +0{,}12911$$
$$\sigma_z = 0{,}22942 \qquad \frac{z}{\sigma_z} = 0{,}5628$$

Ist die Zahl der Laktationen auch gering, so sind doch durchschnittlich je 10000 Einzelkontrollen bei den ersten, zweiten und dritten Laktationen verarbeitet. Wie auch das vorliegende Material betrachtet wird (z. B. alle Laktationen im Jahre 1928/29 zusammengefaßt), die Bedeutung des individuellen Korrelationskoeffizienten bestätigt sich nicht. Es sei noch darauf hingewiesen, daß auch die Berechnung der Korrelation zwischen r und dem Durchschnittsfettgehalt dasselbe negative Ergebnis zeitigte.

Wäre der „individuelle Korrelationskoeffizient" erblich und bestände eine Art Koppelung zwischen den beiden Genen für M_y und denen für r, wie Bonnier annimmt, müßte dies bei den einzelnen Laktationen derselben Kuh zum Ausdruck kommen. Betrachten wir beispielsweise die einzelnen Werte bei der Kuh Nr. 580.

Laktations-Nr.	Zahl der Kontrollen	Durchschnittsmilchmenge	Arithm. Mittel der Fett-%	Korrelationskoeffizient	Durchschnittsfettgehalt
1	394	9,80	4,3072	— 0,7695	4,05
2	375	10,35	4,2727	— 0,3919	4,17
3	263	10,07	4,2422	— 0,1598	4,24

Der negative Korrelationskoeffizient schwankt also zwischen —0,1598 und —0,7695, während die Mittelwerte für Milchmenge und Fettprozente in den einzelnen Laktationen ziemlich gut übereinstimmen. Noch mehr! Vergleicht man z. B. die 1. und 2. Laktation genauer, so ergibt sich eine praktisch völlig gleiche Leistung nach gelieferter Gesamtmilchmenge und Gesamtfettmenge, die Melktage sind 402 bezw. 392. Trotzdem war der Laktationsverlauf ein anderer, wie die Betrachtung des Korrelationskoeffizienten ergibt. Der Grund für dieses Verhalten könnte in der Lage des Kalbetermins liegen: Die erste Laktation begann im Winter (20. Dezember), das Tier kam also im 5. Laktationsmonat auf die Weide mit ihrem bekannten Einfluß auf Milchmenge und Fettgehalt, die zweite Laktation setzte am 5. April ein, d. h. nicht lange vor Beginn der Weidezeit.

Tabelle 6.

Korrelationstabelle zwischen dem arithmetischen Mittel der Fettprozente und r bei Erstlingskühen.

Korrelationskoeffizient r →

Fett-% ↓	— 0,05 bis 0,10	— 0,10 bis — 0,15	— 0,15 bis — 0,20	— 0,20 bis — 0,25	— 0,25 bis — 0,30	— 0,30 bis — 0,35	— 0,35 bis — 0,40	— 0,40 bis — 0,45	— 0,45 bis — 0,50	0,50 bis — 0,55	— 0,55 bis — 0,60	— 0,60 bis — 0,65	— 0,65 bis — 0,70	— 0,70 bis — 0,75	— 0,75 bis — 0,80	Summe
3,2—3,3																0
3,3—3,4																0
3,4—3,5												1				1
3,5—3,6																0
3,6—3,7									1		1					2
3,7—3,8	1				1		1			1	2					6
3,8—3,9					1	1				1				1		4
3,9—4,0							1	1		2			1	1		6
4,0—4,1							1				2		1	1		5
4,1—4,2									1		1		1			3
4,2—4,3											1					1
4,3—4,4											1				1	2
4,4—4,5											1					1
4,5—4,6													1		1	2
4,6—4,7																0
4,7—4,8																0
4,8—4,9																0
4,9—5,0																0
Summe	1	0	0	0	2	1	3	1	2	4	9	1	4	3	2	33

Tabelle 7.

Korrelationstabelle zwischen dem arithmetischen Mittel der Fettprozente und r während der 2. Laktation.

Korrelationskoeffizient r →

Fett-% ↓	−0,15 bis −0,20	−0,20 bis −0,25	−0,25 bis −0,30	−0,30 bis −0,35	−0,35 bis −0,40	−0,40 bis −0,45	−0,45 bis 0,50	−0,50 bis 0,55	−0,55 bis −0,60	−0,60 bis −0,65	−0,65 bis 0,70	−0,70 bis 0,75	−0,75 bis −0,80	Summe
3,1—3,2							1							1
3,2—3,3														0
3,3—3,4														0
3,4—3,5														0
3,5—3,6														0
3,6—3,7						1		1			1			3
3,7—3,8					1			2	1		2			6
3,8—3,9			1		1									2
3,9—4,0						1		1		1				3
4,0—4,1	1						1							2
4,1—4,2	1					1	1	2					1	6
4,2—4,3					1		1	1						3
4,3—4,4								1						1
4,4—4,5							1		1		1			3
4,5—4,6														0
4,6—4,7														0
4,7—4,8														0
4,8—4,9														0
4,9—5,0														0
Summe	2	0	1	0	3	3	5	8	2	1	4	0	1	30

Tabelle 8.

Korrelationstabelle zwischen dem arithmetischen Mittel der Fettprozente und r während der 3. Laktation.

Korrelationskoeffizient r →

Fett-% ↓	− 0,15 bis − 0,20	− 0,20 bis − 0,25	− 0,25 bis − 0,30	0,30 bis − 0,35	− 0,35 bis − 0,40	0,40 bis 0,45	− 0,45 bis − 0,50	− 0,50 bis − 0,55	− 0,55 bis 0,60	− 0,60 bis − 0,65	− 0,65 bis - 0,70	− 0,70 bis 0,75	− 0,75 bis − 0,80	− 0,80 bis - 0.85	- 0,85 bis - 0,90	Summe
3,2 – 3,3				1												1
3,3 – 3,4																0
3,4 – 3,5																0
3,5 – 3,6																0
3,6 – 3,7					1											1
3,7 – 3,8				1			1		1				1			4
3,8 – 3,9									1	1	1					3
3,9 – 4,0							1								1	2
4,0 – 4,1					1				2		1					4
4,1 – 4,2									1			1				2
4,2 – 4,3	1							1								2
4,3 – 4,4							1									1
4,4 – 4,5										1						1
4,5 – 4,6								1								1
4,6 – 4,7																0
4,7 – 4,8																0
4,8 – 4,9																0
4,9 – 5,0																0
Summe	1	0	0	2	2	0	3	2	5	2	2	1	1	0	1	22

Daum:

Betrachten wir die Verhältnisse bei einem anderen Tiere, Nr. 336:

Laktations-Nr.	Zahl der Kontrollen	Durchschnitts-milchmenge	Arithm. Mittel der Fett-%	Korrelations-koeffizient	Durchschnitts-fettgehalt
1	378	7,66	3,74	— 0,3739	3,68
2	291	7,67	3,85	— 0,6944	3,75
3	220	7,40	3,71	— 0,1072	3,70
4	330	8,25	3,87	— 0,557	3,82

Wieder stimmen durchschnittliche Milchmenge und arithmetische Mittel der Fettprozente ganz gut überein, die durchschnittlichen gelieferten Fettmengen liegen zwischen 274 und 315 g in den einzelnen Laktationen, die Korrelationskoeffizienten schwanken aber zwischen — 0,1072 und — 0,6944. Dabei handelt es sich um ein Tier, das seine Leistungen in der Hauptsache dem Wirtschaftsfutter verdankt und bei dem sich die Zwischenkalbezeiten von Frühjahr zu Frühjahr erstrecken (Kalbedaten von April bis Juni).

Daß das Zusammengehen eines niedrigen Korrelationskoeffizienten mit einem höheren Fettgehalt keineswegs eine höhere Gesamtleistung zu bedingen braucht, zeigt das Beispiel der Kuh 335.

Laktat.-Nr.	Zeit	Kontrollen	Durchschnitts-Milchmenge	Durchschnitts-Fettmenge	Arithm. Mittel der Fett-%	Korrelations-koeffizient
5	29. 7. 23 bis 5. 7. 24	297	8,79	308,0	3,52	— 0,5123
6	26. 7. 24 bis 5. 7. 25	309	8,02	304,1	3,81	— 0,0934

Im folgenden wieder ist bei annähernd gleicher Leistung und bei im übrigen genügend guter Übereinstimmung der einzelnen Werte (auch der Korrelationskoeffizienten) ein wesentlicher Unterschied im prozentischen Fettgehalt gegeben.

Nr. der Kuh	Laktations-Nr.	Melktage	Kontrollen	Durchschnitts-milchmenge	Durchschnitts-fettmenge	Arithm. Mittel der Fett-%	Korrelations-koeffizient
584	3	335	317	15,7	590	3,83	— 0,64
581	2	325	288	13,9	600	4,40	— 0,68

Aus dem großen Material ließen sich noch mehr solche Fälle aufzeigen. Es sollen nur noch die Korrelationskoeffizienten und mittleren Fettprozente der besten Kühe des Stalles mit 500—900 g täglich durchschnittlicher Fettleistung betrachtet werden. Es zeigt sich, daß hier mit wenig Ausnahmen ein mittlerer bis hoher Korrelationskoeffizient mit niedrigen bis mittleren Fettprozenten verbunden ist.

Nr. der Kuh	Laktations-Nr.	Durchschnitts-milchertrag kg	Mittlerer Fettprozent-S. %	Korrelations-koeffizient	Zahl der Kontrollen
344	3	15,1720	3,2640	— 0,3001	503
344	4	19,5670	3,3523	— 0,4575	406
348	4	17,4285	3,8727	— 0.4903	326
582	3	16,7146	3,7742	— 0,4912	267
581	3	16,7317	4.5289	— 0.5376	353
582	4	16,2431	3,9447	— 0,5438	253
670	3	15,0731	4,0294	— 0,5806	350
584	3	15,7552	3,8303	— 0,6403	317
585	3	25,1398	3,7898	— 0,7853	374
583	3	19,5309	3,9669	— 0,8548	378

Solche Milchleistungen lassen sich nur durch stärkste Kraftfuttergaben erzielen und diese wirken in den meisten Fällen weit mehr auf eine Steigerung der Milchmenge hin als auf Steigerung des Fettgehaltes. So finden wir gerade bei diesen ausgezeichneten Kühen beim Fallen der Milchmenge zumeist stärker ansteigende Fettprozente und entsprechend hohe negative Korrelationskoeffizienten. Das arithmetische Mittel der Fettprozente ist deswegen meist nicht sehr hoch, weil der Zeitraum mit den gemeinhin höchsten Fettprozenten, also die Zeit von etwa 12 kg täglichem Ertrag bis zum Trockenstehen in der Regel ziemlich kurz ist im Vergleiche zur Zahl der Melktage. Die Kühe der Zuchtherde Grub, die sich als die wirtschaftlichsten erwiesen haben, zeigen also nicht die theoretisch postulierte Vereinigung von niedrigem Korrelationskoeffizienten mit hohem arithmetischen Mittel der Fettprozente.

Das negative Ergebnis der Untersuchung ist kaum überraschend. Erwägungen über die

Bedeutung des prozentischen Fettgehaltes als Gradmesser erblichen Fettbildungsvermögens

und über die Beziehung zwischen Menge und prozentischem Fettgehalt der Milch, lassen das Resultat vermuten. Betrachten wir zunächst die Beeinflußbarkeit des prozentischen Fettgehaltes durch Außenverhältnisse.

Die Anschauungen der einzelnen Autoren über die Variabilität und Beeinflußbarkeit des prozentischen Fettgehaltes gehen auseinander. Castle, Terho (zit. nach v. Patow [26]), Köppe (18), Dawidow (6) u. a. halten eine äußere Einwirkung auf den prozentischen Fettgehalt für gering im Vergleich zur Beeinflussung der Milchmenge.

So stellt z. B. Dawidow (6) beim Jaroslawer Rind fest, daß der Durchschnittsfettgehalt in verschiedenen Züchtervereinigungen (verschiedene Gegenden mit ganz unterschiedlichen Haltungs- und Fütterungsverhältnissen!) nur geringgradige Unterschiede aufweist, die Ernährungs- und Haltungsbedingungen somit wenig oder nicht auf den Fettgehalt einwirken.

Andererseits hält Wriedt (31) den prozentischen Fettgehalt für stark beeinflußbar durch Fütterung und Haltung, nach Per Tuff und Landmark (zit. nach v. Patow [26]) soll der Fettgehalt durch die Fütterung in derselben Weise beeinflußt werden wie die Milchmenge. Auch Peters (29) betont die Möglichkeit bedeutender Steigerung (1—2%!) des Fettgehalts durch bestimmte Futtermittel. Er weist aber auch gleichzeitig auf den entscheidenden Punkt hin: „Auffallend ist die verschiedene Reaktionsfähigkeit der Tiere und zwar sowohl bezüglich der Milchmenge als auch bezüglich des Fettgehaltes der Milch.“ Je nach der individuellen Veranlagung ist hier das Verhalten der einzelnen Tiere gegenüber äußerer Einwirkung offenbar verschieden.

Es hat den Anschein, als ob jede Kuh innerhalb von bestimmten, durch ihre erbliche Veranlagung gezogenen Grenzen zur Erzeugung einer gewissen Milchfettmenge befähigt ist, oder anders ausgedrückt, der Energieproduktion in Milch und Fett sind physiologische Grenzen gesetzt (Dawidow [6]), die Gesamtenergie der Milch- und Fettmenge einer Kuh stellt die Grenze für ihre individuelle Leistungsfähigkeit dar (Gaines [9]). Wird durch reichlichste Fütterung das Letzte aus einem Tiere herausgeholt, so wird in dem einen Falle die Grenze der Energieproduktion bezw. die Höchstfettmenge durch stärkeres Ansteigen der Milchmenge, im anderen durch beträchtliche Erhöhung des Milchfettgehaltes erreicht. Nur in ganz wenig Fällen ist die Höchstfettmenge so groß, daß Milchmenge und Fettgehalt in bedeutendem Außmaße gesteigert werden, wie bei dem von Peters (29) angeführten Fall der Kuh „Quappe“ mit über 60 kg Milch und rund 5% Fett. Es ist das

eine rein individuelle Angelegenheit; so konnte beispielsweise bei einer der besten Kühe des Gruber Stalles mit über 11000 kg jährlichem Milchertrag durch keine Art der Fütterung (Palmkernkuchen-Kokoskuchen in den verschiedensten Mischungsverhältnissen und in großen Mengen gegeben, Lebertran) eine merkliche Erhöhung des prozentischen Fettgehaltes erzielt werden; das Tier reagierte fast ausschließlich durch Erhöhung der Milchmenge. In den meisten Fällen, in denen Unterschiede der individuellen Fettmenge bestehen, werden größere Unterschiede in der Milchmenge vorliegen als im prozentischen Fettgehalte. Da die Fettmenge weder genau parallel dem Fettgehalt geht, noch beide mit der Milchmenge, auch nicht in umgekehrter Richtung, schließt Schmid (33) auf getrennte Milchmenge- und Fettanlagen (ähnlich Wilson [5], Gowen, Johansson, zit. nach v. Patow [26], Hansen [13]).

Was zunächst die Beziehung zwischen Milchmenge und prozentischem Fettgehalt betrifft, so ergeben die verschiedenen Berechnungen eine verschieden hohe negative Korrelation.

Johansson (zit. nach v. Patow [26]) errechnete bei verschiedenen schwedischen Rindviehrassen Koeffizienten von $-0{,}076$ bis $-0{,}205$,

Dawidow (6) beim Jaroslawer Rind einen Koeffizienten von $-0{,}01 \pm 0{,}028$, bei Kühen mit dem 2. Kalb von $-0{,}044 \pm 0{,}068$,

Konopinski (zit. nach v. Patow [26]) an sehr großem Material einen Koeffizienten von $-0{,}1856$. Größere Koeffizienten fanden beim Jersey-Rind: Roberts (5) mit $-0{,}354 \pm 0{,}013$ und Coperland (5) mit $-0{,}311 \pm 0{,}031$.

Das gesamte Material der Gruber Höhenfleckviehherde ergibt für 38563 Probemelkungen mit Fettbestimmung einen negativen Korrelationskoeffizienten von $-0{,}3659 \pm 0{,}00441$ (s. Tabelle 9)[1]).

Im allgemeinen ist also die Korrelation gering, in einigen Fällen immerhin von Bedeutung.

Die Korrelation zwischen Milchmenge und Fettmenge ist natürlich positiver Natur und z. B. in der Arbeit von Patows (26) recht hoch, nahe an $+1$. Auch der Variationskoeffizient der Fettmenge ist nahezu gleich (etwas höher!) dem der Milchmenge, während der Variationskoeffizient des Fettgehaltes nur etwa die Hälfte beträgt. Milchmenge und Fettmenge der Stalldurchschnitte variieren sehr gleichmäßig miteinander, „während der Fettgehalt sich gänzlich abweichend verhält". von Patow schließt daraus, daß „dieselben wechselnden äußeren Einflüsse in ganz ähnlicher Weise Milchmenge wie Fettmenge beeinflussen", somit „keine großen Unterschiede in der erblichen Bedingtheit dieser beiden Leistungen bestehen". Dieselben Faktoren (oder doch eng gekoppelte Faktoren) bedingen bis zu einem gewissen Grade beide Leistungen, dazu kommt noch ein besonderes Fettgen (F), das unabhängig von den Milchmengefaktoren die Fettleistung erhöht.

Auf Grund dieser Verhältnisse verwirft von Patow mit Recht die Verwendung des prozentischen Fettgehaltes zur Berechnung der Beziehungen zwischen Milch- und Fettleistung: Wenn man „die eine von zwei Leistungen, deren gegenseitige Beziehungen man prüfen will, von vornherein in Prozent der anderen ausdrückt, nimmt man doch gewissermaßen die Beziehung vorweg. Man setzt hier quasi voraus, daß eine bestimmte Milchmenge stets mit einer bestimmten Fettmenge verbunden ist".

So führt also die Berechnung wie die theoretische Betrachtung zur Ablehnung des „individuellen Korrelationskoeffizienten". Zusammenfassend kann demnach kurz gesagt werden:

---

[1]) Aus drucktechnischen Gründen weggelassen.

Auf Grund eines umfangreichen Materials von über 38000 Probemelkungen mit Fettbestimmung in einer Höhenfleckviehherde wurde die Bedeutung des sogenannten „individuellen Korrelationskoeffizienten" nach Bonnier für die Zuchtwahl untersucht. Die gefundene Korrelation zwischen diesem Koeffizienten und dem arithmetischen Mittel der Fettprozente ist gering, der mittlere Fehler groß, so daß dieser Korrelation eine biologische Bedeutung nicht zukommt. An verschiedenen Beispielen konnte ferner gezeigt werden, daß der „individuelle Korrelationskoeffizient" keinen Gradmesser für die Beurteilung der Milchleistungsfähigkeit beim Höhenfleckvieh darstellt. Die theoretisch aufgestellte Forderung Bonniers, daß Kühe mit niedrigem Korrelationskoeffizienten und hohem Durchschnittsfettgehalt die wirtschaftlichsten seien, konnte an einer Auswahl der besten Kühe des Stalles nicht bestätigt werden.

Damit ist festgestellt, daß

der individuelle Korrelationskoeffizient als Hilfsmittel für die Zuchtwahl beim Höhenfleckvieh nicht geeignet ist.

Literatur.

1. Bartlett, St., Studies in Milk Secretion based on the Variations and Yields of Milk and Butter Fat produced at Morning and Evening Milkings. Journ. of Agricult. Science 1929, XIX, Ref. Züchtungskunde V, S. 95. — 2. Bonnier, G., Correlations between milk yield and butter-fat percentage in Ayrshire cattle. I. Individual Correlation. Hereditas 1927, X, S. 230. — 3. Bünger, Schwankungen im Fettgehalt der Milch nach dem Übergang von der Stallhaltung zum Weidegang. Deutsche landw. Tierzucht 1925, 44. — 4. Castle, W. E., Inheritance of quantity and quality of milk production in dairy cattle. Proceedings of the Nat. Acad. of Sciences 1919, V, S. 428. — 5. Coperland, Lynn, Inheritance of Butterfat Percentage in Jersey cows. Journ. of Dairy Science 1927, X. — 6. Dawidow, S., Die Veränderungen des Fettgehaltes, des Lebendgewichts und des Milchertrages mit dem Alter beim Jaroslawer Rind. Zeitschr. f. Tierzüchtg. und Züchtungsbiol. 1930, Bd. XVIII, S. 211. — 7. Ellinger, T., The variation and inheritance of milk characters. Proc. of the Nat. Acad. of Sciences 1923, IX. Ref. Zeitschr. f. Tierzüchtg. und Züchtungsbiol. 1924, Bd. I, S 281. — 8. Frölich, G., Experimentelle Untersuchungen über die Fettvererbung beim Rind. Züchtungskunde 1930, V, S. 59. — 9. Gaines, W. L., The inheritance of fat content of milk in dairy cattle. Americ. Soc. Animal Product., Proc. 1922, S. 29. — 10. Goodale, H. D., A sire's breeding index with special reference to milk production. Americ. Naturalist 1927, LXI, S. 539. — 11. Gowen, J. W., Quantitative methods of research and the problems of animal breeding. Ebenda, S. 420. — 12. Graves in Proceedings of the Scottish Cattle Breeding Conference 1925, nach dem Ref. von v. Patow, Züchtungskunde 1927, II, S. 600. — 13. Hansen, J., Ziele und Grenzen der Kontrollvereine usw. Arbeiten d. Deutsch. Ges. f. Züchtungskunde 1917, H. 23, S. 71. — 14. Hays, W. P., The effect of environmental temperature on the percentage of fat in cow's milk. Journ. of Dairy Science 1926, IX, S. 219. — 15. Johannsen, W., Elemente der exakten Erblichkeitslehre 1926. — 16. Juler, J., Beitrag zur Kenntnis der Afterzitzen des Rindes, ihre Bewertung als Milchzeichen und ihr Verhalten im Erbgang. Zeitschr. f. Tierzüchtg. und Züchtungsbiol. 1927, X, S. 377. — 17. Ivanova, O. A., Über Vererbung der Mehrzitzigkeit beim Rind. Ebenda 1928, XII, S. 119. — 18. Köppe, A., Vererbung des Milchfettgehaltes in der ostfriesischen Rinderzucht. Arb. d. Deutsch. Ges. f. Züchtungskunde 1928, H. 39. — 19. Kronacher, C., Züchtungslehre 1929. — 20. Ders. und v. Patow, Biometrik, Berlin 1930. — 21. Lang, A., Die experimentelle Vererbungslehre in der Zoologie seit 1910, 1914, I. — 22. Lauprecht, E., Schwarzbuntscheckung und Milchleistung. Züchtungskunde 1930, V, S. 435. — 23. Leberl, E., Untersuchungen über die Vererbung der Milch- und Fettmenge in der Leistungsherde des Herrn v. Lochow in Zieckau. Zeitschr. f. Tierzüchtg. und Züchtungsbiol. 1931, XXI, S. 11. — 24. Patow, C. Frh. v., Studien über die Vererbung der Milchergiebigkeit an Hand von 50jährigen Probemelkaufzeichnungen. Zeitschr. f. Tierzüchtg. und Züchtungsbiol. 1925, IV, S. 253. — 25. Ders., Milchvererbung beim Rind, Sammelreferat. Ebenda 1926, VI, S. 297 u. 529. — 26. Ders., Weitere Studien über die Vererbung der Milchleistung beim Rind. Ebenda 1930, XVII, S. 3. — 27. Peters, J., Die Vererbung der Milchergiebigkeit und die Verwertung der Kontrollvereinsergebnisse. Deutsche landw. Tierzucht 1913, S. 121, 133, 145. — 28. Ders., Neue Untersuchungen über die Vererbung der Milchleistung. Mittlg. d. D. L.-G 1924, S. 243. — 29. Ders., Die Erhöhung des prozentischen Fettgehalts der Milch durch Zucht-

wahl. Züchtungskunde 1930, V, S. 64. — 30. Sanders, H., The shape of the lactation curve. Journ. of. Agric. Science 1923, S. 169. — 31. Derselbe, A Method of Standardising Milk Records. Essex County Farmers Union. Year Book 1927, Ref. v. Patow, Zeitschr. f. Tierzüchtg. und Züchtungsbiol. 1927, X, S. 161. — 32. Ders., The analysis of the lactation curve into maximum yield and persistancy. Journ. of Agriculture Science 1930, XX, S. 145. — 33. Schmid, A., Die direkten Leistungsprüfungen, besonders die relative Milchleistungsprüfung beim Rind. Landw. Vorträge, herausgegeben v. Verband der Lehrer an landw. Schulen der Schweiz 1927, 5, S. 1. — 34. Wriedt, Chr., Vererbungslehre der landw. Nutztiere 1927.

Es ist mir eine angenehme Pflicht, dem Leiter der Landesanstalt für Tierzucht in Grub, Herrn Landwirtschaftsrat Dr. Stockklausner für die freundliche Überlassung des Materials meinen verbindlichsten Dank auszusprechen.

Lebenslauf.

Friedrich Daum, geboren am 1. Juli 1899 in Nürnberg als Sohn des Obersekretärs am Oberlandesgericht Nürnberg, Friedrich Daum und seiner Ehefrau Elise, geb. Leidinger, besuchte nach 4 Jahren Simultanschule das Realgymnasium Nürnberg bis zum Jahre 1917, wo ich nach Ablegung der Notreifeprüfung aus der 8. Klasse zum Militärdienst eingezogen wurde. Im Jahre 1918 rückte ich ins Feld und geriet im Herbst in französische Kriegsgefangenschaft, die mich bis zum Jahre 1920 der Heimat fern hielt. Mit dem Sommersemester 1920 begann das Studium an der tierärztlichen Fakultät der Universität München, bei der ich seit dem Jahre 1918 immatrikuliert war. Nach Ablegung der Vorprüfung im Jahre 1921 und nach Ableistung der Approbation im Jahre 1923 widmete ich mich der Tierzucht und trat im Jahre 1924 als Praktikant und wissenschaftlicher Hilfsarbeiter in das Institut für praktische Tierzucht in Grub (jetzt: Landesanstalt für Tierzucht) ein. Im Jahre 1926 unterzog ich mich der Prüfung für den tierärztlichen Staatsdienst in Bayern und der Prüfung für den staatlichen Tierzuchtdienst und wurde ab September 1927 als Tierzuchtassessor an der genannten Anstalt angestellt. Seit November 1930 bin ich verheiratet.